СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Ottle′ C., Vidal-Madjar D. Estimation of land surface temperature with NOAA 9 data // Remote Sensing of Environment. – 1992. – V. 40. – № 1. – P. 27–41.
2. Wan Z. Collection 5. MODIS Land Surface Temperature Products Users′ Guide. – Santa Barbara: ICESS, University of California, 2009. – 30 p.
3. Афонин С.В., Белов В.В., Макушкина И.Ю. Перенос ИК-изображений через атмосферу // Оптика атмосферы и океана. – 1997. – Т. 10. – № 4–5. – С. 449–462.
4. Белов В.В., Афонин С.В. От физических основ, теории и моделирования к тематической обработке спутниковых изображений. – Томск: Изд-во ИОА СО РАН, 2005. – 266 с.
5. Соломатов Д.В. Сравнительный анализ программных средств обработки спутниковых данных // Оптика атмосферы и океана. – 2007. – Т. 20. – № 2. – С. 171–178.
6. Klaes D., Ackermann J., Schraidt R., Patterson T., Schlussel P., Phillips P., Arriaga A., Grandell J. The ATOVS and AVHRR product processing facility of EPS // Advances in Space Research. – 2005. – № 36. – С. 996–1002.
7. Cooperative Institute for Meteorological Satellite Studies. University of Wisconsin-Madison, Space Science and Engineering Center. Официальный сайт [Электронный ресурс]. – режим доступа: http://cimss.ssec.wisc.edu/. – 09.07.2009.
8. Афонин С.В., Белов В.В., Соломатов Д.В. Решение задач температурного мониторинга земной поверхности из космоса на основе RTM-метода // Оптика атмосферы и океана. – 2008. – Т. 21. – № 12. – С. 1056–1063.
9. LAADS Web – Search for Level 1 and Atmosphere Products. [Электронный ресурс]. – режим доступа: http://ladsweb.nascom.nasa.gov/data/search.html. – 09.07.2009.
10. King M.D., Kaufman Y., Menzel P., Tanre D. Remote sensing of Cloud, Aerosol and Water Vapor properties from the Moderate Resolution Imaging Spectrometer (MODIS) // IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing. – 1992. – V. 30. – № 1. – P. 2–27.
11. Albert P., Bennartz R., Preusker R., Leinweber R., Fischer J. Remote Sensing of Atmospheric Water Vapor Using the Moderate Resolution Imaging Spectroradiometer (MODIS) // Journal of Atmospheric and Oceanic Technology. – 2005. – V. 22. – № 3. – P. 309–314.
12. Seemann S., Li J., Menzel P., Gumley L. Operational Retrieval of Atmospheric Temperature, Moisture, and Ozone from MODIS Infrared Radiances // Journal of Applied Meteorology. – 2003. – V. 42. – № 8. – P. 1072–1091.

Поступила 09.07.2009 г.

УДК 681.3:002

ВЕРОЯТНОСТНЫЕ МОДЕЛИ И МЕТОДЫ В ЗАДАЧАХ АНАЛИЗА СЕЙСМОСТОЙКОСТИ ЭЛЕКТРООБОРУДОВАНИЯ

И.Х. Хахо

Кабардино-Балкарский государственный университет, г. Нальчик
E-mail: k_khakho@mail.ru

Рассмотрена методика формирования сейсмического сигнала с учетом длительности и спектральной плотности сейсмической нагрузки. Получены функция и плотность распределения вероятности выбросов стационарного случайного процесса. Рассчитаны вероятностные оценки абсолютного максимума и размаха.

Ключевые слова:
Анализ, система, сейсмостойкость, динамика, передаточная функция, вероятность, модель.
Key words:
Analysis, system, seismic stability, dynamics, transfer function, probability, model.

Введение

В основу оценки сейсмостойкости технических объектов положена их работоспособность при сейсмических воздействиях различной балльности. За критерий сейсмостойкости оборудования приняты предельно допустимые нагрузки от сейсмического воздействия. Традиционный подход [1, 2] основан на использовании 5–6 трехкомпонентных акселерограмм землетрясений, которые рекомендуют сейсмологи для конкретных площадок.

Если, следуя В.В. Болотину [3], принять допущение о том, что сейсмический сигнал стационарен и имеет нормальный закон распределения функций отклика, выражающийся через математическое ожидание случайной функции и ее дисперсию, то расчетным путем можно получить вероятностную оценку выбросов стационарного случайного процесса [4] в реакции исследуемого изделия на воздействие, заданное в виде расчетного сейсмического сигнала.

В работах [5, 6] изучены динамические характеристики электрооборудования с учетом вероятностных свойств сейсмических сигналов и динамических характеристик промышленных объектов. Рассмотрена методика формирования сейсмического сигнала с учетом динамических характеристик исследуемого оборудования, которое позволяет получить сейсмический сигнал, имеющий статистические характеристики расчетных акселерограмм землетрясений и определить сейсмостойкость электрооборудования с заданной степенью достоверности получаемых результатов. Однако для проведения комплексных расчетно-экспериментальных исследований необходимо получить вероятностные оценки максимальных ускорений комплектующих изделий, а значит и устойчивости электротехнического оборудования с учетом длительности и спектральной плотности сейсмической нагрузки.

Целью исследования является разработка методики получения количественных оценок устойчивости функционирования электротехнического оборудования различных энергетических объектов при внешних воздействиях, заданных, в частности, аналоговыми акселерограммами землетрясений.

Вероятностная оценка колебаний электротехнического оборудования

Достижение указанной цели приводит к необходимости разработки вероятностного подхода к оценке сейсмостойкости оборудования, с учетом его динамических характеристик и содержит следующие этапы:

- определения уравнения огибающей $A(t)$ реального (расчетного) сейсмического сигнала $\ddot{a}(t)$;
- представления расчетного сейсмического сигнала $\ddot{a}(t)$ заданной продолжительности, в виде реализации $\varphi(t)$ стационарного нормального случайного процесса, эквивалентного $\ddot{a}(t)$ по признакам неизменности значений: максимального ускорения $\ddot{a}_{max}$=const и спектра фаз $\Phi(\omega)$=const;
- экспериментального или экспериментально-расчетного определения: комплексной передаточной функции $H_к(j\omega)$ исследуемой динамической системы и реакции исследуемой динамической системы $y(t)$ на воздействие заданной реализацией $\varphi(t)$,
- анализа стацианаризированого сейсмического сигнала $\varphi(t)$ с целью определения его спектральной плотности $S_\varphi(f)$;
- придания сейсмоплатформе, с установленным на ней оборудованием, движения с параметрами спектральной плотности $S_\varphi(f)$;
- определения статистической функции распределения вероятностей абсолютного максимума, с использованием экспериментальных данных о реакции установленного на сейсмоплатформе оборудования;
- вычисления распределения вероятностей и числовых характеристик абсолютного максимума для сигнала $y(t)$ заданной продолжительности.

В.В. Болотин [1, 3] показал возможность замены сейсмического сигнала определенным стационарным процессом. Эта возможность основана на предположении (допущении), что спектральный состав в течение всего времени действия землетрясения не претерпевает существенных изменений. В итоге реальную акселерограмму $\ddot{a}(t)$ можно представить в виде реализации стационарного нормального случайного процесса $\varphi(t)$, модулированного при помощи детерминированной функции времени, как например: $\ddot{a}(t)=A_0e^{-ct}y(t)$, где A_0 и c – интегральные параметры землетрясения, характеризующие интенсивность сейсмического сигнала, свойства среды, в которой он распространяется, а также скорость его затухания, зависящую, в свою очередь, от свойств среды в месте расположения объекта, эпицентрального расстояния и др.

Для определения значения c можно воспользоваться формулой: $c=0{,}1/T$.

В итоге уравнение для описания огибающей может быть записано в виде: $A(t)=A_0e^{-t/10T_0}$.

В общем случае огибающую удобно представить уравнением $A(t)=A_0(e^{-c_1t-c_2t})$. Такое представление огибающей имеет большие возможности для описания реальных акселерограмм $\ddot{a}(t)$ (рис. 1, *а*), но число констант, которые необходимо определить, увеличивается до четырёх.

В ряде случаев весьма удобно рассчитывать уравнение огибающей согласно следующим выражениям:

$$A(t)=\begin{cases} A_1e^{-c_1t} & \text{при } 0\le t_1 \\ A_2(\pm Kt\mp b) & \text{при } t_1\le t_2 \\ A_3e^{-c_3t} & \text{при } t_2\le t_3 \end{cases},$$

где K и b – интегральные параметры землетрясений.

Уравнение огибающей отыскивают по совокупности однотипных акселерограмм или по отдельной реализации (рис. 1, *б*).

Выделение стационаризированной составляющей $\varphi(t)$ (рис. 1, *б*) реального сейсмического сигнала $\ddot{a}(t)$ производят следующим образом: $\varphi(t)=\ddot{a}(t)/A(t)$.

При этом соблюдаются условия неизменности: максимального значения ускорения (основного нормируемого параметра) – $\ddot{a}_{max}$=const; спектра фаз исходного $\ddot{a}(t)$ и стационаризированного $\varphi(t)$ сигналов – $\Phi(\omega)$=const.

Результаты амплитудного и спектрального анализа стационаризированной составляющей реального сейсмического сигнала приведены на рис. 2 и 3.

Определение реакции исследуемой системы

Реакция исследуемой динамической системы определялась экспериментально-расчетным путем по результатам испытания конструкции в режиме гармонических колебаний на воздействие, заданное сигналом $\varphi(t)$ согласно выражению:

$$y(t)=\frac{1}{\pi}\int_0^\infty S_y(\omega)\cos[\omega t-\varphi_y(\omega)]d\omega=$$

$$=H(j\omega)\frac{1}{\pi}\int_0^\infty S_\varphi(\omega)\cos[\omega t-\varphi(\omega)]d\omega,$$

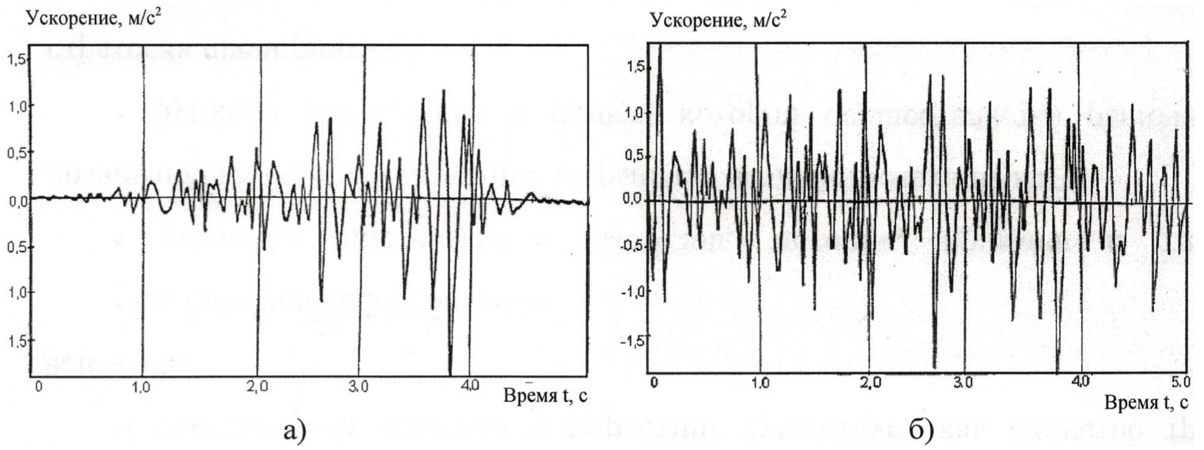


Рис. 1. *Сейсмические сигналы: а) реальный, б) стационаризированный*

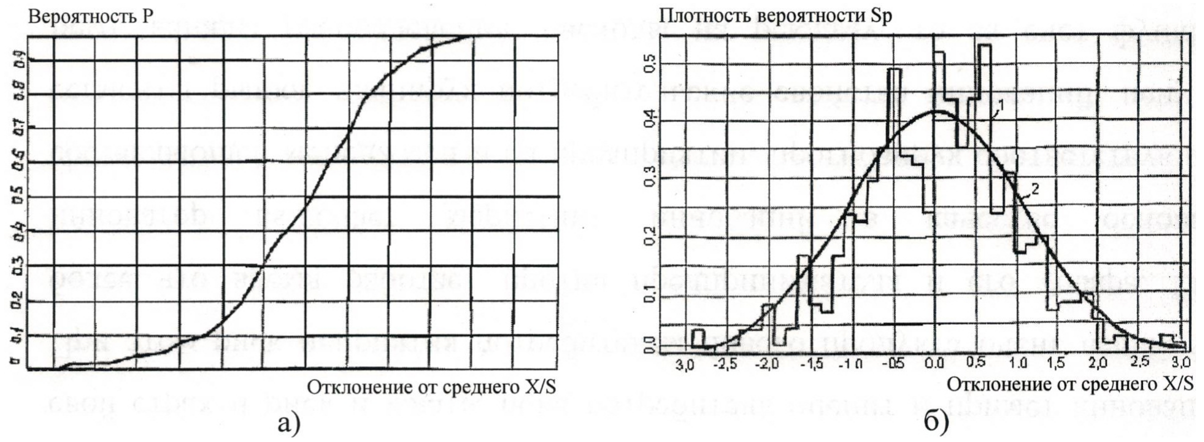


Рис. 2. *Статистические характеристики стационаризированного сигнала φ(t): а) функция распределения, б) плотность распределения*

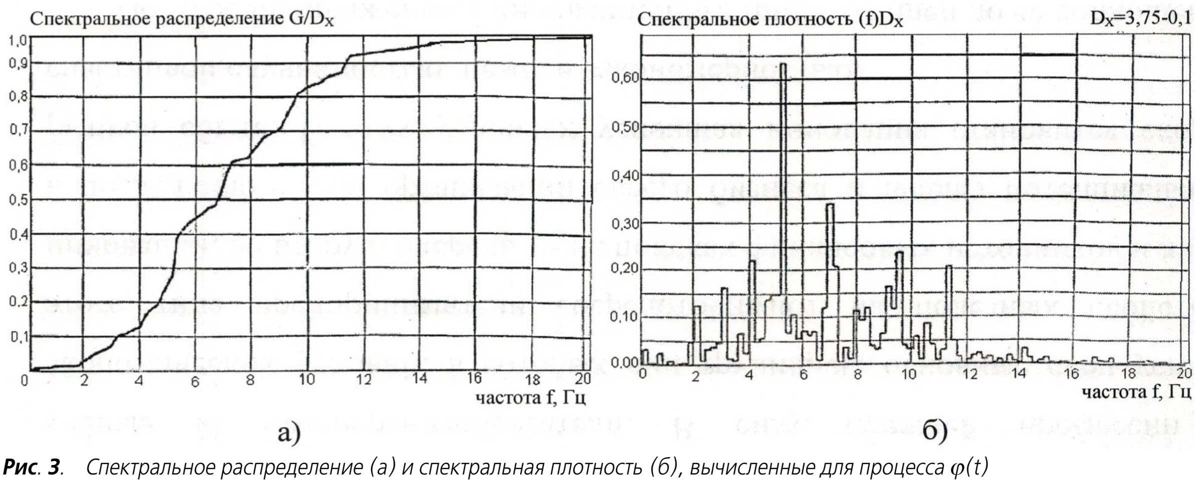


Рис. 3. *Спектральное распределение (а) и спектральная плотность (б), вычисленные для процесса φ(t)*

где $H(j\omega)$ – комплексная передаточная функция исследуемой системы; $S_\varphi(\omega)=\int_0^\infty \varphi(t)\cdot e^{-j\omega t}dt$ – спектральная плотность сигнала $\varphi(t)$; $y(t)$ – реакция исследуемой динамической системы на воздействие $\varphi(t)$.

В работе были определены следующие параметры сигнала $y(t)$: параметр широкополосности β=2,31; средняя частота по Райсу f_R=1,3; дисперсия $Д$=33,9; стандарт σ=5,8, – которые в дальнейшем необходимы для определения вероятности распределения максимальных значений ускорений, возникающих в исследуемом оборудовании.

Вероятностные оценки выбросов стационарного случайного процесса

Расчётные зависимости для вероятностных оценок выбросов стационарного случайного процесса за некоторый фиксированный уровень получены нами с использованием результатов, изложенных в работах В.В. Болотина, где показано, что для многих процессов наблюдается нормальный закон распределения функции отклика, выражающийся через математическое ожидание случайной функции и ее дисперсию. Положительному выбросу стационарного случайного процесса $y(t)$ за некоторый фиксированный уровень соответствует пересечение случайным процессом уровня с положительной производной, отрицательному – с отрицательной. Итак, в случае нормального распределения случайной величины среднее число выбросов в единицу времени за некоторый уровень a_* выражается формулой:

$$(y_*) = \frac{\sigma_1}{2\pi\sigma} \cdot e^{-\frac{y*-<y>}{2\sigma^2}},$$

где σ и σ_1 – стандарты $y(t)$ и её первой производной.

Вследствие симметрии нормального распределения, средние частоты выбросов за равные по абсолютной величине, но лежащие выше и ниже нулевого среднего уровня, равны: $\nu(a_*)=\nu(-y_*)$.

Пусть на интервале времени $(0,T)$ имеется реализация данного процесса. В реализации можно отыскать выброс за самый высокий уровень. В каждой новой реализации той же длительности значение самого высокого уровня, за который имеет место хотя бы один выброс, будет разным. То же самое можно отметить и в случае изменения длительности реализаций.

Поставим задачу: найти распределение вероятностей выбросов за некоторый уровень, если время наблюдения за процессом задано.

Положим $<a>=0$. Вследствие стационарности процесса среднее число выбросов за уровень $u_*=a_*/\sigma$ и время T составит

$$N = \nu(u_*)T. \qquad (1)$$

Введем в рассмотрение безразмерный масштаб времени $T_*=\sqrt{2\ln f_R T}$, где $f_R=\sigma_1/2\pi\cdot\sigma$ – средняя частота процесса по Райсу. После преобразований (1) имеем $N=e^{-(u_*^2-T^2)/2}$.

Для вычисления характеристик положения и рассеяния распределений выбросов необходимо руководствоваться законом распределения числа выбросов, т. е. будем считать, что последовательность выбросов за достаточно высокий уровень, для которой справедлив закон Пуассона, определяет совокупность независимых событий.

Точную границу применимости пуассоновской модели указать нельзя. Тем не менее, по результатам, полученным В.И. Тихоновым [4], допускается считать моменты появления выбросов независимыми уже при $|u_*|=2$. Причина этого в том, что дисперсия числа выбросов приближённо равна среднему значению при $|u_*|\geq 2$, что и является характерным свойством модели Пуассона. В этом случае вероятность наблюдения заданного числа выбросов, при известном среднем, равна: $P(\xi = m) = \frac{N^m}{m!} e^{-N}$. Здесь ξ – случайная величина (число выбросов), принимающая значения из ряда m=0,1,2,... Вероятность отсутствия выбросов за уровень u_* запишется как

$$P(0) = e^{-\exp-(u_*^2-T_*^2)/2}. \qquad (2)$$

Заметим, что если за время наблюдения в среднем происходит один выброс (N=1), то с вероятностью его появления $P=e^{-1}\approx 0{,}37$ имеет место линейная зависимость u_* от T_*. Иначе, с увеличением времени наблюдения за процессом возможен выброс за относительный уровень, численно равный T_*, с постоянной вероятностью $\approx 0{,}37$. Пусть u_* и T_* суть независимые переменные. Тогда вероятность в формуле (2) определяет двухмерную функцию распределения вероятностей:

$$F(u_*, T_*) = e^{-\exp-(u_*^2-T_*^2)/2}. \qquad (3)$$

Функция $F(u_*,T_*)$ чётная и одинаково описывает вероятностные свойства как положительных, так и отрицательных выбросов. Это свойство является следствием симметрии распределения вероятности $\ddot{a}(t)$.

В дальнейшем будем рассматривать значения функции $F(u_*,T_*)$ только из области определения (0,) как по u_*, так и по T_*: u_*=const и $T_*\to\infty$ имеем $F\to 0$; T_*=const и $u_*\to\infty$ имеем $F\to 1$; $u_*=0$ и $T_*\neq 0$, то $F(u_*,T_*)=e^{-T/T_0}$.

В соответствии с поставленной задачей будем рассматривать сечения на функции $F(u_*,T_*)$, фиксируя время наблюдения, т. е. случай, когда T_* – параметр. Дифференцируя выражение (3), получим плотность распределения вероятностей выбросов:

$$P(u_*) = u_* e^{-\left[\frac{1}{2}(u_*^2-T_*^2)+\exp-\frac{1}{2}(u_*^2-T_*^2)\right]}.$$

Введя обозначение $c_1(u_*)=(u_*^2-T_*^2)/2$, получим:

$$P(u_*) = u_* e^{-[c_1(u_*)+\exp-c_1(u_*)]}. \qquad (4)$$

Анализ вычислений по формуле (4) показывает, что с увеличением длительности реализации плотности вероятностей выбросов сужаются и смещаются в сторону больших значений u_*, рис. 4.

Причем имеется простая асимптотическая зависимость для величины ожидаемого выброса

$$< u_* > \approx T_*. \qquad (5)$$

Приведенные в табл. 1 оценки математического ожидания выброса уточняют оценку (5) на 3,3 % в случае T_*=4 и всего лишь на 2,2 % в случае T_*=5. Вычисление числовых характеристик распределения (4) ведётся традиционно:

математическое ожидание $< u_* >= \int\limits_0^\infty u_* P(u_*) du_*$;

дисперсия $\sigma_*^2 = \int\limits_0^\infty (u_* - < u_* >)^2 du_*$.

Таблица 1. *Математическое ожидание и дисперсия отклонения для различных значений длительности наблюдения за процессом T_**

T_*	$<u_*>$	σ_*^2
3,0	3,163	0,150
3,5	3,646	0,115
4,0	4,131	0,090
4,5	4,619	0,073
5,0	5,108	0,060
5,5	5,599	0,050
6,0	6,092	0,043
6,5	6,585	0,037
7,0	7,080	0,032

Более надежный способ оценки величины выброса заключается в указании границ интервала, в который с заданной доверительной вероятностью попадает оцениваемый параметр.

Так, если $u_{*\alpha/2}$ и $u_{*(1-\alpha/2)}$ – нижняя и верхняя границы доверительного интервала, вероятность попадания в который есть $P=1-\alpha$, то

$$u_{*\alpha/2} = \sqrt{T_*^2 - 2\ln\ln\frac{2}{\alpha}} \text{ и } u_{*(1-\alpha/2)} = \sqrt{T_*^2 - 2\ln\ln\frac{2}{2-\alpha}},$$

при условии выбора $\alpha \ge 2e^{-\exp T_*^2/2}$.

Оценки размахов

Учитывая, что ускорения при одном и том же сейсмическом сигнале, воздействующие на комплектующие изделия, зависят от амплитудно-частотных характеристик оборудования, возникает необходимость определения вероятности появления максимальных ускорений на комплектующих изделиях при найденных экспериментальным путём интервалах разброса амплитудно-частотных характеристик серийно выпускаемых однотипных изделий.

Приближенную оценку размаха получим, используя представление о выбросе случайной функции за данный уровень. Запишем размах R как разность постоянных уровней r_* и $-r_*$, расположенных симметрично относительно нулевого среднего, выбросы за которые можно наблюдать с равной вероятностью, т. е. $R=2r_*$.

Предполагая, что положительные и отрицательные выбросы случайной функции за уровни r_* и $-r_*$ соответственно события независимые, воспользуясь теоремой умножения, получим:

$$P = e^{-2N(r_*,T_*)}. \qquad (6)$$

Формула (6) определяет вероятность совместного отсутствия выбросов за уровни r_* и $-r_*$, если длительность наблюдения процесса равна T_*. Тогда функция распределения размаха принимает вид $F(r_*,T_*)=e^{-2\exp-(r_*^2-T_*^2)/2}$. Откуда плотность распределения запишется как:

$$P(r_*) = 2r_* e^{-[c_2(r_*)+2\exp - c_2(r_*)]}, \qquad (7)$$

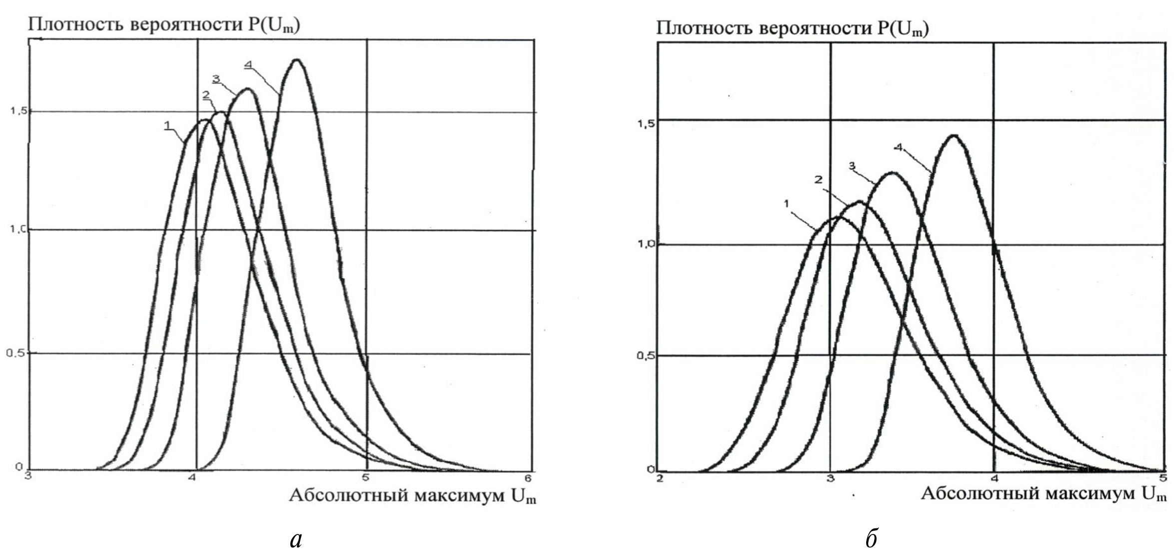
где $c_2(r_*)=(r_*^2-T_*^2)/2$, T_* – параметр.

Числовые характеристики распределения (7): математическое ожидание половины размаха

$$< r_0 >= \int\limits_0^\infty r_* P(r_*) dr;$$

дисперсия $\quad \sigma_{r^*}^2 = \int\limits_0^\infty (r_* - < r_* >)^2 P(r_*) dr;$

медиана $\quad Me_{r_*} = \sqrt{T_*^2 - 2\ln(0,5\ln 2)}.$



а *б*

Рис. 4. *Плотность распределения вероятностей выбросов для различных продолжительностей наблюдения за процессом T: а) 3; б) 4 при значениях параметра широкополосности β: 1) 1; 2) 5; 3) 20; 4) 100*

Для границ доверительного интервала размаха имеют место следующие соотношения:

$$R_{\alpha/2} = 2\sqrt{T_*^2 - 2\ln\left(\frac{1}{2}\ln\frac{2}{\alpha}\right)}$$

и

$$R_{(1-\alpha/2)} = \sqrt{T_*^2 - 2\ln\left(\frac{1}{2}\ln\frac{2}{2-\alpha}\right)}.$$

Для некоторых значений T_* характеристики приведены в табл. 2.

Таблица 2. *Числовые характеристики функции распределения размаха*

T_*	$\langle R/2\rangle$	Me_{r*}	σ_{r*}^2
3,0	3,378	3,335	0,132
3,5	3,832	3,791	0,104
4,0	4,296	4,257	0,084
4,5	4,767	4,730	0,069
5,0	5,242	5,208	0,057
5,5	5,722	5,689	0,048
6,0	6,205	6,174	0,041
6,5	6,690	6,661	0,036
7,0	7,177	7,150	0,031

Изучив полученные функции плотности распределения вероятностей выбросов для различных продолжительностей наблюдения T_* за процессом, можно сделать следующий вывод: при увеличении параметра T_* доверительные интервалы величины размаха, соответствующие заданной доверительной вероятности, сужаются и смещаются в сторону больших значений размаха R.

Оценка абсолютного максимума

Пусть на интервале времени $(0,T)$ имеется реализация стационарного нормального случайного процесса $y(t)$ с нулевым средним. В реализации можно отыскать минимальное и максимальное отклонения случайной величины от среднего. В каждой новой реализации той же длительности значения абсолютного максимума (минимума) будут различны. То же самое можно отметить и в случае изменения длительности реализаций. Поставим задачу: найти распределения вероятностей абсолютного максимума (минимума) в реализациях заданной продолжительности.

Рассмотрим функцию времени, приведенную к единице стандартного отклонения, т. е. функцию $U(t)=y(t)/\sigma$. В силу симметрии нормального распределения вероятностные характеристики случайных максимумов и минимумов, очевидно, равны или различаются знаком.

Пусть U_m – случайная величина, абсолютный максимум в реализации длительности T; u_m – текущая переменная, возможное значение абсолютного максимума. Функцию распределения определим как вероятность случайного события, состоящего в том, что величина U_m не превзойдет значения u_m, т. е.

$$F(u_m,T) = P\{U_m < u_m\}. \qquad (8)$$

Примем, что максимумы, превышающие достаточно высокий уровень, встречаются редко и определяют совокупность независимых случайных событий. Для нахождения распределения вероятностей абсолютного максимума воспользуемся законом Пуассона и уже известными положениями о распределении абсолютного максимума стационарного случайного процесса. Отсюда среднее число максимумов в единицу времени, превышающих уровень, равный u_m, будет определяться формулой:

$$v_{\max}(u_m) = \frac{\sigma_2}{2\pi\sigma_1}\left[\Phi\left(-\frac{u_m}{\gamma}\right)\right] + \\ = \sqrt{1-\gamma^2}\cdot e^{\frac{u_m^2}{2}}\cdot\Phi\left(\frac{\sqrt{1-\gamma^2}}{\gamma}\cdot u_m\right), \qquad (9)$$

где σ_1 и σ_2 – стандарты первой и второй производных случайной функции $a(t)$; $\gamma=1-1/\beta^2$; β – параметр широкополосности спектра по Болотину, $\Phi(z)$ – интеграл вероятностей.

Вследствие стационарности процесса число максимумов, превышающих данный уровень за время T, в среднем составит

$$N_{\max} = V_{\max}(u_m)\cdot T.$$

Учитывая выражение для параметра широкополосности β [1]:

$$\beta = \frac{\sqrt{\int_0^\infty S(\omega)\omega^4 d\omega\cdot\int_0^\infty S(\omega)d\omega}}{\int_0^\infty S(\omega)d\omega} = \frac{\sigma_2\sigma}{\sigma_1^2}$$

и выражение для средней частоты процесса по Райсу [3]:

$$\omega_r = \left[\frac{\int_0^\infty S(\omega)\omega^2 d\omega}{\int_0^\infty S(\omega)d\omega}\right]^{1/2} = \frac{\sigma_1}{\sigma},$$

запишем первый множитель в (9) как

$$\frac{\sigma_2}{2\pi\sigma_1} = \frac{\beta\omega_r}{2\pi} = \beta f_r.$$

Тогда выражение для среднего числа максимумов запишется как

$$N_{\max}(u_m,T_*) = \\ = \beta e^{\frac{T_*^2}{2}}\cdot\left[\Phi\left(-\frac{u_m}{\gamma}\right) + \sqrt{1-\gamma^2}\cdot e^{-\frac{u_m^2}{2}}\cdot\Phi\left(\frac{\sqrt{1-\gamma^2}}{\gamma}\right)\right].$$

Согласно принятой пуассоновской модели потока событий, вероятность в правой части равенства (8) принимает вид: $P=e^{-N_{\max}(u_m,T_*)}$.

Откуда следует функция распределения: $F(u_m,T_*)=e^{-N_{\max}(u_m,T_*)}$ и плотность распределения вероятностей абсолютного максимума

$$P(u_m, T_*) = \beta e^{-[(u_m^2 - T_*^2)/2 + N_{\max}(u_m, T_*)]} \times$$
$$\times \left[\frac{\gamma}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1-\gamma^2}{\gamma^2}} + \sqrt{1-\gamma^2} \cdot u_m \cdot \Phi \frac{\sqrt{1-\gamma^2}}{\gamma} \cdot u_m \right].$$

Математическое ожидание и дисперсия вычисляются традиционно. Границы интервала, в который попадает значение абсолютного максимума, если доверительная вероятность попаданий P_Δ задана, находятся из решения уравнений

$$\left. \begin{array}{c} F(u_{m\,\max}, T_*) - (1 + P_\Delta)2 = 0 \\ \text{и} \\ F(u_{m\,\min}, T_*) - (1 - P_\Delta)2 = 0 \end{array} \right\}.$$

Выводы

1. Рассмотрена методика формирования сейсмического сигнала с учетом длительности и спектральной плотности сейсмической нагрузки. Получены вероятностные оценки (функция и плотность распределения вероятности, числовые характеристики абсолютного максимума и размаха) стационарного случайного процесса.
2. Подтверждена возможность замены реального сейсмического сигнала стационаризированным случайным сигналом, который может использоваться затем в виде эквивалентной сейсмической нагрузки при исследовании сейсмостойкости электрооборудования.
3. Доказано, что для получения вероятностных оценок необходимо знать числовые значения средней частоты по Райсу, ширины спектра, доверительной вероятности и длительности наблюдения случайного процесса.
4. Показано, что реакция исследуемой динамической системы может быть использована для вычисления оценок абсолютного максимума и размаха, если стационарный случайный процесс представляет собой узкополосный нормальный шум.

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Болотин В.В. Методы теории вероятностей и теории надежности в расчетах сооружений. – М.: Стройиздат, 1982. – 206 с.
2. Айзенберг Я.М. Статистическая расчетная модель сейсмического воздействия на сооружения / В кн.: Сейсмические воздействия на гидротехнические и энергетические сооружения. – М.: Наука, 1980. – С. 5–11.
3. Болотин В.В. Статистические методы в строительной механике. – М.: Стройиздат, 1965. – 208 с.
4. Тихонов В.И. Выбросы случайных процессов. – М.: Наука, 1970. – 392 с.
5. Хахо И.Х. Анализ, моделирование и разработка алгоритма вероятностной оценки сейсмостойкости электрооборудования // Известия Томского политехнического университета. – 2008. – Т. 313. – № 5. – С. 144–148.
6. Хахо И.Х. Динамическая коррекция сейсмических сигналов в задаче анализа качества и надежности электрооборудования // Известия Томского политехнического университета. – 2008. – Т. 313. – № 5. – С. 138–143.

Поступила 18.09.2009 г.